



EL TRIMESTRE ECONÓMICO

El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

ISSN: 2448-718X

Fondo de Cultura Económica

Gallegos Mardones, Juan; Chumacero, Rómulo; Paredes, Ricardo
Elección de escuela y costos de cambio*
El trimestre económico, vol. LXXXIV(2), núm. 334, 2017, Abril-Junio, pp. 309-336
Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v84i334.303

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31354200002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org
UAEM

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Elección de escuela y costos de cambio*

School Choice and Switching Costs

*Juan Gallegos Mardones,
Rómulo Chumacero
y Ricardo Paredes***

ABSTRACT

Background: Voucher systems in education firmly rely on the parent's ability to choose their child's school at any time during their schooling years. This ability, however, is reduced by switching costs.

Methods: Using an identification for each student from fourth grade in 2000 to eighth grade in 2004, so we were able to verify if they changed schools. Thus, we can compare the expected utility associated with the chosen school with a new school that was not available in 2000 and the estimation of switching costs.

Results: We find that on average switching costs are statistically significant and economically relevant and that affect the decision to change the chosen school. Also, we show marginal changes in their levels of utility aren't sufficiently significant to make decision to change at chosen school identifying an eventual threshold.

Conclusions: The natural concern regarding parents' capacity to react is given by the existence of switching costs.

Key words: academic performance, school choice, switching costs, Chile. *JEL Classification:* I21, L12.

* Artículo recibido el 11 de agosto de 2015 y aceptado el 17 de marzo de 2016. Los autores agradecen a D. Gómez, S. Maturana, O. Melo, V. Paredes, C. Vial, A. Micco y D. Contreras por sus valiosos comentarios, al MINEDUC por permitirles usar sus bases de datos, así como al Proyecto Fondecyt 1110485 y al Proyecto CEPPE t CIE01-Conicyt por su apoyo económico; asimismo, agradecemos los comentarios de Nélyda Campo R. y la confianza depositada de la Universidad Católica de la Santísima Concepción en el desarrollo de la investigación. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores. [Traducción del inglés de Fausto José Trejo.]

** Juan Gallegos Mardones, Escuela de Ingeniería, Pontificia Universidad Católica de Chile y Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad Católica de la Santísima Concepción (correo electrónico: jagalleg@uc.cl y jgallegos@ucsc.cl). Rómulo Chumacero, Departamento de Economía, Universidad de Chile (correo electrónico: rchumace@econ.uchile.cl). Ricardo Paredes, Escuela de Ingeniería, Pontificia Universidad Católica de Chile (correo electrónico: rparedes@ing.puc.cl).

RESUMEN

Antecedentes: Los sistemas de vales en educación se basan fundamentalmente en la capacidad de los padres para elegir la escuela de sus hijos. Sin embargo, esta capacidad se reduce cuando enfrentan costos de cambio.

Método: Se identificaron los datos de los estudiantes que cursaban cuarto grado en 2000 y octavo grado en 2004, y se verificó si estos, habían cambiado de escuela. Además, comparamos la utilidad que reporta la escuela elegida con respecto a otras, no disponibles en 2000, determinando así la existencia de costos de cambio.

Resultados: Encontramos que los costos de cambios son estadísticamente significativos y económicamente relevantes, además, afectan la decisión de cambiar de escuela. También mostramos qué cambios marginales en niveles de utilidad no son suficientemente significativos para cambiar de escuela identificando un eventual umbral.

Conclusiones: La preocupación natural de los padres con respecto a la capacidad de reacción está condicionada por la existencia de costos de cambio.

Palabras clave: rendimiento académico, elección de escuela, costo de cambio, Chile. *Categorización JEL:* I21, L12.

INTRODUCCIÓN

Tal como lo hemos apuntado en otra parte, la reforma educativa implementada en Chile a inicios de la década de 1980 respondía a las expectativas de generar un espíritu de competencia por medio de dos políticas: la descentralización aplicada a gran escala y la creación de un espacio para la elección personal mediante un sistema de vales. En 1991 una nueva ley brindó a las escuelas financiadas por el Estado la oportunidad de complementar el ingreso proveniente de los pagos en vales con los pagos de colegiatura del sector privado (las escuelas de financiamiento compartido). Esto dio lugar a un aumento vertiginoso de las escuelas privadas con vales, lo que en la historia de Chile representó una de las transformaciones más notables que hayan ocurrido durante apenas un breve lapso en el suministro de escuelas. Si bien este cambio estructural ha elevado sustancialmente las posibilidades de elección, no resulta claro qué efecto ha tenido directamente en las elecciones tomadas en la vida real ni, por ello, cómo ha contribuido al desempeño educativo.

Los costos implicados por un cambio, esto es, aquellos que se derivan de dar marcha atrás en una decisión que se había tomado, ya se han analiza-

do anteriormente en el contexto de la organización y estrategia industrial (Porter, 1980; Day, 1986, y Aaker, 1988). En lo tocante a la educación, dichos cambios pueden ser particularmente relevantes: sacar a un hijo de una escuela y matricularlo en otra conlleva, como mínimo, acortar su círculo social y someterlo a una cuota mayor de estrés, así como, visto desde el ángulo de los padres (y considerando especialmente el caso de Chile), enfrentarse a gastos de inscripción, de uniformes específicamente asignados por la nueva institución, etc. Si los costos de cambio fueran en efecto de envergadura, reducirían el espacio para la elección, con lo que menguarían los efectos benéficos del sistema de vales en el desempeño académico. En tal caso, sólo tendrían una repercusión notable las elecciones parentales sobre los hijos que ingresan al primer año, y serían deleznables las de los padres que previamente habían seleccionado una escuela distinta. De este modo, el súbito aumento de la competencia y la multiplicación de las posibilidades de elección —fenómenos registrados en Chile— no tendrían un impacto definitivo a corto plazo si los padres no tuvieran la facultad de revertir la decisión e inscribir a su hijo en otro centro escolar.

Aun cuando los costos de cambio de escuela poseen una trascendencia innegable, no existe, que sepamos, ningún estudio destinado a la medición de su incidencia y alcance. En virtud de que la elección de una escuela implica al menos considerar la distancia, valorar la efectividad del rendimiento académico y estimar los gastos, resulta necesario analizar los costos de cambio desde una perspectiva multidimensional.

El presente trabajo está estructurado en tres secciones, independientes de estas líneas introductorias: en la primera se hace un resumen de la bibliografía sobre los costos de cambio e incluye un breve panorama del sistema educativo en Chile; en la segunda se presenta la metodología y los resultados, y por último se presentan las conclusiones.

I. ANTECEDENTES

1. Costos de cambio

Según lo sugiere la teoría económica, si la competencia ha de tener un impacto positivo en el desempeño, los consumidores deben asumir un papel activo al hacer una elección. No obstante, los consumidores pueden verse limitados debido a los costos de cambio fijados por el proveedor o a las di-

ficultades que enfrenten al evaluar y comparar las diferentes ofertas (Wilson y Waddams, 2007). De hecho, en una parte de los estudios que integran la bibliografía se ponen de relieve las ventajas que obtienen las compañías al crear y elevar los costos de cambio con el objeto de reducir la sustitución y, finalmente, aumentar el poder del monopolio (Fornell y Larcker, 1981; Klemperer, 1987c; Porter, 1998; Hess y Ricart, 2003; Farrell y Klemperer, 2007; Nakamura, 2010; Klemperer, 1987a y 1987b, 1995; Burnham, Frels y Mahajan, 2003; Shy, 2002; Kahl, 2004; Kim, Choi y Kim, 2010).

Un primer intento por medir empíricamente los costos de cambio fue el de Jackson (1985), quien clasificó los costos en “psicológicos” y “económicos”. Concluyó que los costos de cambio se incrementan a la par de la complejidad del producto y los servicios de ventas postales (Grempler y Brown, 1997; Fornell, 1992). Maicas (2006) identifica una amplia gama de industrias productivas y de servicios cuyos costos por el cambio son notables (véase también Grzybowski, 2008; Kim, Park y Jeong, 2004; Maicas y Sese, 2008; Maicas, Polo y Sese, 2009). Guiltinan (1989) vincula los costos de cambio con los costos económicos y psicológicos. Han secundado esta noción una serie de académicos, entre quienes se incluyen Bitner (1995); Bendapudi y Berry (1997); Jones, Mothersbaugh y Beatty (2000); Colgate y Lang (2001); Berné, Múgica y Yagüe (1996); Jones y Sasser (1995); Dick y Basu (1994); Ganesh *et al.* (2000); García (2000); Sharma y Patterson (2000); Lee y Cunningham (2001), y Wathne, Biong y Heide (2001). Borenstein (1991) fue el primero en medir los costos de cambio en las gasolineras, y los asoció con las diferenciaciones en los precios. Ese trabajo pionero influyó en el de Sharpe (1997) sobre los depósitos bancarios, en el de Knittel (1997) sobre las telecomunicaciones de larga distancia y en el de Elzinga y Mills (1998) sobre la distribución de cigarrillos durante la guerra de precios de la década de 1980. Shy (2002), dedicado a estudiar los teléfonos celulares y las industrias financieras de Israel, asoció los costos de cambio a la cuota de mercado y los precios cobrados por cada compañía. Kahl (2004) examinó las variaciones elevadas por industria. Chen y Hitt (2002), Johnson, Bellman y Lohse (2002) y Kim, Klinger y Vale (2003) analizaron los costos de cambio en las nuevas industrias de tecnología. Shum (2004) evaluó cómo la fidelidad a una marca afectaba los costos de oportunidad en la industria del cereal. Wilson y Waddams (2007) estimaron los costos de cambio en el mercado eléctrico residencial. Maicas, Polo y Sese (2009) concluyeron que la portabilidad de los números de teléfono celular disminuía los costos de

cambio, lo que propiciaba la decisión de optar por otro proveedor. Aydin *et al.* (2009) estimaron las fuentes de los costos de cambio y evaluaron su impacto sobre el mercado de tarjetas de crédito, haciendo hincapié en la índole psicológica de dichos costos.

Hasta donde sabemos (y como dijimos antes), no existe una investigación empírica sobre los costos de cambio en la educación. No es para sorprenderse, pues de una u otra forma la mayoría de los países ponen trabas a los padres deseosos de elegir una escuela, en lo que constituye una prohibición impuesta por la vía institucional. En los Estados Unidos, por ejemplo, la inscripción a una escuela se define en la mayoría de los casos por el condado donde viva la familia. Asimismo, en la mayoría de los casos en que los padres pueden elegir una escuela de otro condado es obligatorio recurrir a la lotería, con lo que se frena el exceso de demanda.

En cuanto a los países o áreas donde se permite elegir escuela, se han emprendido investigaciones acerca del efecto de la elección sobre la calidad educativa (véanse Hoxby, 2000; Ladd y Fiske, 2001; Böhlmark y Lindahl, 2008; Gibbons, Machin y Silva, 2008; Hanushek *et al.*, 2007; Imberman, 2011). Respecto a Chile, la bibliografía especializada en los vales se ha concentrado en sus consecuencias para el aprendizaje (McEwan y Carnoy, 1988 y 2000; Elacqua y Fabrega, 2007; Gallego y Hernando, 2009; Chumacero, Gallegos y Paredes, 2016), en las genuinas posibilidades de que las familias puedan escoger (Gallego y Hernando, 2009; Chumacero, Gómez y Paredes, 2011; Chumacero y Paredes, 2012; Elacqua, 2012) y en el papel de la información (Gallego *et al.*, 2008; Gómez, Chumacero y Paredes, 2012). Se aprecia una perspectiva diferente, vinculada parcialmente con los costos de cambio, en Bravo, Mukhopadhyay y Todd (2010), quienes analizan el efecto que tuvo la introducción del sistema de los vales en el empleo y los salarios. Utilizando cuadros, desarrollan un modelo para explicar las repercusiones que tuvo la reforma en la elección, la manera en que esta última se llevó a cabo teniendo en mente el tipo de escuela disponible antes y después de la reforma y, finalmente, la participación en el mercado laboral. Tal como se esperaba, se estimó que el costo derivado de quedarse en la misma clase de escuela (pública, privada con subsidio o privada sin él) es sustancialmente inferior al costo que involucra cambiarse de una clase de escuela a otra, y los costos de cambio que resultan más altos están asociados a la transición de una escuela primaria privada con subsidio o sin subsidio a una secundaria pública y de una primaria pública a una primaria sin subsidio. Los costos

son relativamente más bajos en el caso de la transición de un tipo de escuela primaria privada a otro tipo de secundaria privada.

Nuestra investigación propone, empero, una metodología abocada tanto a identificar y estimar los costos de cambio en la industria educativa como a determinar hasta qué punto inciden en la decisión de los padres de cambiar a su hijo de una escuela a otra mejor, con base en un conjunto de preferencias que han sido previamente identificadas y ponderadas en nuestro modelo de elecciones tomadas. Estos criterios son de especial importancia, dado que la capacidad de un sistema de vales para potenciar el rendimiento académico de las escuelas y de los estudiantes depende de cuán hábiles se muestren los padres al tratar de seleccionar la mejor opción en términos de calidad y de las aptitudes que demuestre poseer un centro escolar determinado para responder a los incentivos generados por la competencia. No obstante, los beneficios acarreados por la competencia entre las escuelas pueden ser contrarrestados significativamente por los costos de cambio. Como es sabido, llevar a un estudiante de una escuela a otra conlleva alteraciones en lo referente a círculos sociales y núcleos de amistades, lo que bien puede desembocar en un clima de estrés que se cierra sobre la vida del estudiante y de su familia. El asunto en cuestión no es nada desdeñable: el tema de las consecuencias que tiene un sistema de vales para el desempeño académico ha sido objeto de una gran controversia, y la bibliografía respectiva no ha llegado a un consenso acerca de los resultados que se obtienen de la competencia.

2. El sistema educativo chileno y la multiplicación de opciones

En la década de 1980 Chile transformó su sistema educativo. Desde entonces, la educación se ha vuelto más descentralizada una vez que las escuelas del Estado han quedado en manos de las municipalidades. El objetivo de esto era que el sistema indujera a los estudiantes a seleccionar la mejor escuela y que surgieran escuelas privadas financiadas con vales. A partir de esos años, el sector educativo se ha configurado con base en tres tipos de escuelas: las públicas, las privadas con goce de subsidio y las privadas por las que se debe pagar. Tal como hemos aseverado anteriormente, eran múltiples los objetivos a que obedecía esta reforma, siendo uno de ellos incrementar la tasa de cobertura mediante la participación de las entidades privadas. Un efecto de la reforma fue el aumento de la inscripción o matrícula mediante los vales, que en 2013 superaba 53% (véase el cuadro 1).

CUADRO 1. *Inscripción de los estudiantes según el tipo de escuela*

Año	Inscripción según el tipo de escuela						
	Pública	Porcentaje	Privada con subsidio	Porcentaje	Privada	Porcentaje	Total
2004	1 921 969	51.4	1 534 349	41.0	284 257	7.6	3 740 575
2005	1 889 669	50.4	1 608 077	42.9	254 163	6.8	3 751 909
2006	1 816 329	48.5	1 681 105	44.9	250 800	6.7	3 748 234
2007	1 737 417	46.9	1 716 258	46.3	254 031	6.9	3 707 706
2008	1 662 538	45.1	1 764 355	47.9	256 380	7.0	3 683 273
2009	1 617 682	43.7	1 825 031	49.3	255 864	6.9	3 698 577
2010	1 536 230	42.1	1 852 661	50.8	258 716	7.1	3 647 607
2011	1 482 937	41.2	1 861 754	51.7	258 311	7.2	3 603 002
2012	1 408 981	39.7	1 884 934	53.1	255 233	7.2	3 549 148
2013	1 374 094	38.8	1 897 949	53.7	265 044	7.5	3 537 087

FUENTE: Ministerio de Educación de Chile (Mineduc).

Por añadidura, y si observamos estos resultados, la oferta total de las escuelas se ha incrementado, en particular la de las privadas con subsidio: en 1993 había 2 653 de esta clase de escuelas, mientras que en 2013 existían un total de 6 017 (véase el cuadro 2), lo que atestigua un aumento de 127% durante este periodo.

CUADRO 2. *Número de escuelas según su tipo*

Año	Total	Públicas	Privadas con subsidio	Privadas
1993	9 831	6 347	2 653	831
1994	9 810	6 313	2 637	860
1995	10 296	6 448	2 790	1 058
2001	10 799	6 309	3 459	1 031
2010	12 144	5 796	5 674	674
2011	12 063	5 650	5 756	657
2012	12 174	5 584	5 965	625
2013	12 114	5 495	6 017	602

FUENTE: Mineduc.

Sabemos que el modelo de vales, aplicado a la educación, depende en gran medida de la habilidad que tengan los padres para escoger la mejor escuela para sus hijos; con todo, un factor que puede significar la merma de esta capacidad son los costos de cambio, entre los que se cuentan, como ya se mencionó antes, un nivel más alto de estrés sufrido por los hijos y la pérdida de sus círculos sociales. Así pues, aun en un escenario en el que están a disposición de todos escuelas de mayor calidad, algunas familias resolverán

mantener a sus hijos en las escuelas que eligieron originalmente, con lo que se neutraliza a mediano o largo plazo el efecto de la competencia sobre el desempeño académico.

Las evidencias en el caso de Chile sugieren que el porcentaje de estudiantes que cambian de escuela es destacado. El cuadro 3 muestra el total de estudiantes que, para el año 2000, estaban inscritos en cuarto grado en escuelas de educación primaria y de enseñanza secundaria en la Región Metropolitana de Santiago y que, para 2004, podían por tanto seguir estudiando en la misma escuela o encontrarse en otra al iniciar el octavo grado. De un grupo que suma 17 455 estudiantes, 2 921 se cambiaron a otra escuela (16.7%). Como se apreciará, el asunto de los costos de cambio posee trascendencia por tratarse de una cuestión empírica y no conceptual.

CUADRO 3. Decisión de permanecer en la misma escuela o cambiarse a otra durante el periodo 2000-2004

Total	Permanecer	Sexo masculino	Sexo femenino	Pública	Privada con subsidio	Privada que exige pago
2 921	No	1 272	1 649	364	1 841	716
14 534	Sí	6 962	7 572	1 537	7 318	5 679
17 455		8 234	9 221	1 901	9 159	6 395

FUENTE: elaboración propia con base en el SIMCE.

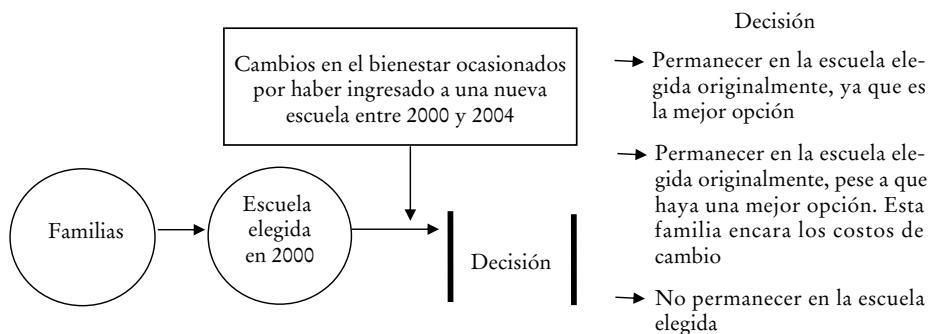
II. METODOLOGÍA

1. Definición y medición de los costos de cambio

La metodología aquí seguida se puede explicar diciendo que está subdividida en tres fases. Primero, apegados a un modelo de decisiones, hemos estimado la utilidad que reporta asistir a la escuela elegida originalmente y luego el cambio registrado en la utilidad cuando se opta por una escuela diferente —para lo cual recurrimos específicamente a un modelo de elección—. Para llevar a cabo esta tarea, siguiendo de cerca los hallazgos obtenidos por Chumacero, Gómez y Paredes (2011), hemos discernido la existencia de algunos rasgos distintivos en lo tocante a la elección de escuela, con las ponderaciones concomitantes. Estos atributos son la calidad, la distancia y el precio, muy tomados en cuenta por los padres a la hora de elegir en el año 2000; sumado el peso que tiene cada uno de estos rasgos en las decisiones, encontramos parámetros de la función de utilidad de las escuelas (según damos por sentado, éstos permanecen estables a lo largo del tiempo). Segundo, si

suponemos que los parámetros de utilidad empleados perduran, podremos estimar la utilidad derivada de haber escogido una nueva escuela en 2000 y luego estimar y comparar esta utilidad con la de las nuevas escuelas que aún no existían en ese año pero que ya se hallaban disponibles en 2004. Tercero, examinamos la posibilidad de que gracias al ingreso a una nueva escuela pueda aumentar el nivel de utilidad obtenido por la familia e investigamos si la resolución parental de cambiar o no a su hijo a una nueva escuela depende de su conocimiento acerca de la existencia de nuevas escuelas que antes no estaban disponibles (véase la gráfica 1).

GRÁFICA 1. *Modelo propuesto de los costos por los cambios en la educación*



Nuestra expectativa es que, en ausencia de los costos de cambio, los padres cambien al hijo a una nueva escuela si ésta proporciona un nivel de utilidad más elevado que la elegida previamente. Por el contrario, si se presentan costos por el cambio, éste tendrá lugar sólo a condición de que las utilidades reportadas por el ingreso a una nueva escuela sean lo bastante altas para marcar una diferencia. Así, es posible precisar la magnitud del costo de cambio y expresarla en términos de brecha en la utilidad, la distancia o la calidad.

Para la primera parte seguimos a Chumacero, Gómez y Paredes (2011), dando por supuesto que los padres tienen en cuenta funciones de utilidad que dependen de una serie de atributos escolares, incluyendo la calidad del centro educativo, su precio y la distancia a la que se halla. De acuerdo con estos autores, los padres, al considerar los diversos factores relevantes para la elección de escuela, advierten que algunos de éstos guardan una relación con el perfil específico de cada niño pero a la vez incumben a todas y cada una de las escuelas posiblemente elegidas (tales como la edad del educando,

la educación de los padres, el género del hijo, el ingreso percibido en el hogar u otras características del hijo o de la unidad familiar). Otros rasgos, en cambio, corresponden a características específicas de cada escuela y son comunes a todos los hijos y a todos los hogares (tales como el tipo de escuela, su calidad o sus costos, entre otros). Finalmente, existen otros atributos vinculados a cada elección que son específicos del niño y de la escuela (por ejemplo, la distancia entre ésta y el hogar).

Si postulamos que $i = 1, \dots, I$ indexa a los individuos (los estudiantes) en la muestra y $j = 1, \dots, J$ las posibles elecciones (las escuelas), definimos x_i como un vector de las características del estudiante y del hogar que no dependen de la escuela; y_i es un vector de las características de la escuela que no dependen del estudiante, y $z_{i,j}$ es un vector de los atributos de la escuela que atañen específicamente a cada estudiante. Entonces definimos $u_{i,j}$ como la utilidad (indirecta) del $hijo_i$ que asiste a la escuela j :

$$u_{i,j} = u(x_i, y_i, z_{i,j}) + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

donde $u(x)$ corresponde a un componente sistemático y $\varepsilon_{i,j}$ es un componente no sistemático (aleatorio). Dada la ecuación (1), el agente i escoge la escuela b si $u_{i,b} \geq u_{i,j}, \forall j \neq b$. Esta ecuación indica que el nivel de utilidad obtenido por las familias depende de un grupo de atributos que interactúan recíprocamente, lo que equivale a decir que deben ser ponderados y evaluados de acuerdo con las preferencias de cada familia.

Postulemos que $d_{i,j}$ denota la distancia entre el $hogar_i$ y la $escuela_j$; sea d_{ni} la distancia entre el hogar i y la escuela más cercana, y u_{ni} el valor de la función de utilidad en la ecuación (1) vinculado a la elección de esa escuela. Sea $u_{m,i}$ el valor de la función de utilidad asociado con la elección de la escuela que maximiza la ecuación (1). La escuela que minimiza $d_{i,j}$ y la que maximiza $u_{i,j}$ pueden ser diferentes para cada $estudiante_i$. Sólo cuando la escuela más cercana maximiza (1) habrán de coincidir y $u_{m,i}$. Finalmente, definimos v_i como:

$$v_i = \begin{cases} 1 & \text{si } u_{m,i} = u_{n,i} \\ 0 & \text{si } u_{m,i} > u_{n,i} \end{cases} \quad (2)$$

esto es, v_i es una variable (observada) que cobra el valor de 1 cuando el estudiante asiste a la escuela más cercana a su hogar y el de 0 cuando procede de otra forma. Resulta conveniente evaluar la ecuación (2) en lugar de la (1), en

vista de que podemos concentrarnos en modelar los factores que determinan la elección de la escuela más próxima empleando modelos de respuesta binarios. El modelo empírico dirigido a determinar las compensaciones y sacrificios que revisten las diferentes características escolares valoradas por los padres es:

$$P_r(v_i = 1/w_i) = F(\beta' w_i) \quad (3)$$

donde F es una función de la distribución normal del estándar postulado, w_i es un vector de los determinantes y β un vector de los parámetros a ser estimados: la calidad de la escuela, los gastos de inscripción y colegiatura más la distancia entre la escuela y el hogar. Los parámetros asociados a estas características se pueden estimar recurriendo a una probabilidad máxima, lo que se hará mediante un modelo probit (véase el apéndice) tal como el usado por Chumacero, Gómez y Paredes (2011), y a partir de allí se hace posible precisar las ventajas y desventajas o los factores más ponderables que se contemplan al elegir una escuela con ciertas características.

En segundo lugar, una vez que se ha estimado el peso correspondiente a cada uno de los atributos que atañen a la elección de escuela, definimos S_i como la ganancia que obtiene un individuo i que elige una escuela determinada en el periodo t , si es que contó con las opciones disponibles en el periodo $t+k$, siendo que S_i se obtiene al comparar la utilidad reportada por la escuela elegida en 2000 con la de cada una de las escuelas que ingresaron a la industria entre 2000 y 2004. De este modo se facilita sopesar si la aparición de nuevas escuelas ha aumentado el nivel de utilidad cosechado por las familias, y si esta modificación en la utilidad incide o no en la decisión de permanecer o dejar la escuela elegida en 2000. Lo anterior queda expresado así:

$$U_{i, \text{la escuela que se elegiría en } t+k} - U_{i, \text{la escuela efectivamente elegida } t} = S_i \quad (4)$$

En nuestro caso, entendemos por S_i el costo que un estudiante debe encarar cuando decide dejar la escuela elegida a cambio de otra que le agencie un nivel mayor de utilidad. Igualmente, en la ecuación (4) se aprecia que un estudiante habrá de virar hacia la mejor opción cuando los beneficios superen los costos en cuestión. Si esto ocurre, entonces se harán evidentes los beneficios de la competencia. En el estudio presente los costos de cambio se miden considerando el caso de cada estudiante, la ponderación apropiada

de los atributos y el nivel de utilidad alcanzado por el proveedor elegido al enfrentarse a las nuevas propuestas en el mercado. Por ende, cuando una nueva escuela es una mejor opción que la escuela previamente elegida y el estudiante permanece en esta última, se comprende que debe hacer frente a los costos de cambio, esto es, S_i . En consecuencia, la utilidad de la nueva escuela debe ser lo bastante grande para compensar S_i , por lo que las familias decidirán llevar a sus hijos a ese nuevo centro. Así, S_i representa la máxima utilidad que acarrearía por compensación la nueva escuela, según los atributos de la elección expuestos en (4). Ello queda expresado en (5) así:

$$U_{i, \text{la escuela efectivamente elegida } t} - S_i = U_{i, \text{la escuela que se elegiría en } t+k} \quad (5)$$

Por lo tanto, suponemos que la probabilidad de cambiar la escuela original por la nueva depende de S_i , como ocurre en la ecuación (6):

$$P_{i,j} = f(S_i) + u_i \quad (6)$$

Respecto a esta ecuación, esperamos que, en ausencia de los costos de cambio, nuestro modelo sugiera que un valor positivo de S_i debería inducir a los padres a olvidarse de la escuela previamente elegida. Juzgamos conveniente considerar la ecuación (5) en vez de la (6), puesto que ahora podemos centrarnos en precisar, mediante modelos de respuesta binarios, los factores que determinan la decisión de cambiar de escuela o permanecer en la misma.

Respecto a las ecuaciones (1), (4) y (5), proponemos que la elección de escuelas y la decisión de virar hacia una mejor opción dependen de una red de atributos que maximizan la utilidad. Ahora bien, queremos acotar que una confrontación de los resultados no debe pasar por alto el hecho de que puede haber otros atributos (como la disciplina escolar, los proyectos educativos, los valores, las expectativas de los padres respecto a sus hijos, etc.) que no hayan sido considerados al examinar los cambios en la utilidad o estimar la S_i . No obstante, nos parece innegable que se ha creado una base de datos bien detallada que nos permite garantizar la calidad de las estimaciones y conclusiones de este estudio. De manera similar, y más importante aún, estos atributos han sido reconocidos y empleados en la bibliografía y la investigación empírica, por ejemplo en Gallego y Hernando (2009); Gómez, Chumacero y Paredes (2012), y Chumacero, Gallegos y Paredes (2016).

2. Los datos y el modelo empírico

Hemos seguido el núcleo de estudiantes que se encontraban en cuarto grado en 2000, valiéndonos de un código de identificación para cada miembro, y luego lo hemos observado de nueva cuenta como alumnos de octavo grado, lo que nos permitió verificar éstos si habían cambiado de escuela. Así, pues, podemos hacer una comparación entre las expectativas sobre la utilidad que reporta la escuela elegida originalmente y aquellas sobre la utilidad que acarrea una nueva escuela que no estaba a disposición del alumnado en el cuarto grado pero que sí lo estaba en el octavo, tal como se aprecia en la ecuación (4). Con este propósito en mente, integramos una serie de bases de datos. La primera base es el Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE), que permite identificar a los estudiantes, la escuela a que asistieron y una variedad de características sociodemográficas aledañas. La segunda, relativa a los estudiantes que aspiraban a ingresar a las universidades en 2009 (por estar cursando el duodécimo grado en 2008), nos permite obtener la dirección postal que tenían al momento de hacer la solicitud. Dando por sentado que no hubo cambio de dirección en el periodo considerado, dimos con la ubicación geográfica de cada hogar y cada escuela por medio de mapas digitales. A continuación, determinamos cuál era la distancia euclíadiana que había entre la casa de un estudiante y la escuela respectiva y, junto a este parámetro, obtuvimos los vinculados al precio y la calidad del centro escolar, con lo que se logró fijar empíricamente el conjunto de ventajas y desventajas que vienen a constituir la función de utilidad indirecta. Los resultados de esta estimación guardan consistencia con la teoría y los hallazgos de Chumacero, Gómez y Paredes (2011); véase a este respecto el cuadro 5.

A fin de estimar los parámetros asociados a la probabilidad de que los padres resuelvan mantener a su hijo en la escuela elegida inicialmente, consideramos la ecuación (6). Las versiones empíricas generales de la ecuación (6) sirven en primer término para calcular directamente la probabilidad en términos de $S_{i,j}$, y, en segundo, para descomponer el efecto de cada variable sobre la probabilidad de cambiar de escuela durante el periodo considerado, con el objeto de estimar, según se observa en la ecuación (7), un posible efecto diferenciado.

$$p_{i,j}^{\text{quedarse}} = f(\Delta R_j; \Delta \text{Precio}_j; \Delta D_{i,j}; L_{i,j}; G_i) \quad (7)$$

Dadas las ecuaciones (1) y (5), el estudiante selecciona una escuela y más adelante la compara con todas las nuevas escuelas en 2004, y, dando por supuesta una forma funcional para $u(\cdot)$ y una disposición distributiva de $\varepsilon_{i,j}$, se pueden estimar los parámetros empleando un máximo de probabilidad. En coincidencia con Chumacero, Gómez y Paredes (2011), proponemos que $P_{i,j}$ (6), lo cual representa la probabilidad de desechar la escuela seleccionada en 2000, y $p_{i,j}^{\text{quedarse}}$ (7), lo cual representa la probabilidad de quedarse en la escuela seleccionada en 2000, se hallan distribuidos de acuerdo con un estándar normal y toman en consideración los atributos contemplados en la elección de escuela (precio, calidad y distancia). Con base en lo anterior, nos proponemos estimar la probabilidad de permanecer en la escuela previamente seleccionada pese a la existencia de una mejor opción; para ello recurrimos al modelo probit, ya que éste permite alcanzar un alto grado de predictibilidad: a saber, de 83.27% (véase el apéndice). Para este efecto, habremos de definir $p_{i,j}^{\text{quedarse}}$ como la probabilidad de que en 2004 se decida seguir todavía en la escuela elegida en 2000. Por lo tanto:

$$p_{i,j}^{\text{quedarse}} \begin{cases} 1 & \text{si el } \text{estudiante}_i \text{ permanece en la misma escuela en 2004} \\ 2 & \text{si el } \text{estudiante}_i \text{ se cambia a otra escuela} \end{cases}$$

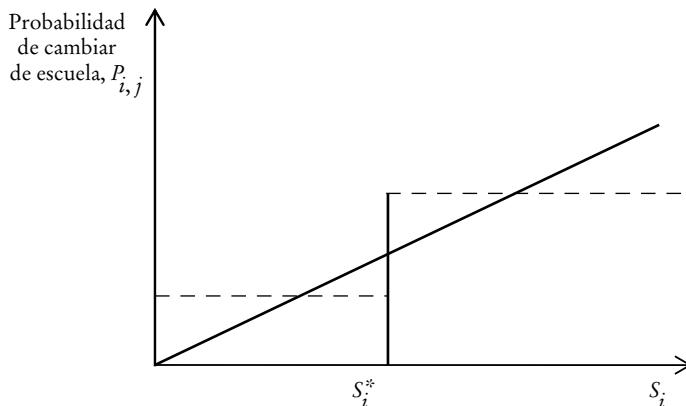
CUADRO 4. Descripción de variables en los datos

Variable	Descripción
ΔR_j	Diferencia registrada en el SIMCE (cuestionario de puntuación estandarizada) entre la escuela elegida originalmente y la nueva y mejor opción en 2004 y 2000
ΔPrecio_j	Diferencia entre la colegiatura cobrada en la escuela previamente elegida y la fijada por una nueva y mejor opción, expresada en dólares americanos, para los años 2004 y 2000, respectivamente. $\Delta D_{i,j}$
$\Delta D_{i,j}$	Diferencia entre la distancia que media del hogar a la escuela elegida originalmente y la que media del hogar a la nueva y mejor opción, en 2004 y 2000
$L_{i,j}$	Rendimiento académico del estudiante cuando cursaba el cuarto grado en 2000
G_j	Variable de prueba (<i>dummy</i>) que asciende a 1 si el estudiante es de sexo masculino

FUENTE: elaboración propia a partir del SIMCE y de la base de datos sobre los estudiantes que intentan ingresar a las universidades en 2009.

De acuerdo con nuestra expectativa sobre $P_{i,j}$ y $p_{i,j}^{\text{quedarse}}$, no se observa un comportamiento lineal en el aumento de probabilidades de cambiarse de escuela o permanecer en la escuela antes elegida cuando el sujeto se enfrenta a una modificación en los atributos de los nuevos centros educativos (en espe-

GRÁFICA 2. *Probabilidad de optar por otra escuela en virtud de los costos del cambio, $P_{i,j}$*



cífico, en lo referente a las exigencias que pesan sobre los alumnos de nuevo ingreso). En otras palabras, es posible que el incremento en la probabilidad de quedarse en la vieja escuela o pasarse a la nueva no sea lineal, y, en particular, puede volverse estratosférico una vez que el beneficio traído por el cambio supera con creces a su costo. En la gráfica 2 se ilustra esta posibilidad de que coexistan dos regímenes. La existencia de una probabilidad no lineal se explica por el grado en que las familias se percatan de que el cambio a una nueva escuela representa una alteración sensible en el nivel de bienestar del educando, lo que se traduce en su determinación de dejarlo en la misma institución si el cambio a una nueva no acarrea más que un nivel un poco mayor de utilidad. Por lo tanto, delineamos un umbral para cada estudiante y calculamos de nuevo la probabilidad de que se quede en la escuela elegida hasta ese momento aun cuando haya mejores alternativas (véase Hansen, 2000).

Semejante método nos permite discernir la existencia de dos parámetros de regresión que son diferentes y se dan de forma endógena, por ejemplo, para $p_{i,j}^{quedarse}$, y esto lo definimos como sigue:

$$p_{i,j}^{quedarse} = f(\beta_0 + \beta_1 \Delta_{j_i} + \beta_2 \Delta \text{Precio}_{j_i} + \beta_3 \Delta D_{i,j} + \beta_4 L_{i,j} + \beta_5 G_i); \quad \text{si } S_i^* \leq \gamma$$

y

$$p_{i,j}^{quedarse} = f(\beta_0 + \beta_1 \Delta_{j_i} + \beta_2 \Delta \text{Precio}_{j_i} + \beta_3 \Delta D_{i,j} + \beta_4 L_{i,j} + \beta_5 G_i); \quad \text{si } S_i^* > \gamma$$

donde γ es el valor crucial para las diferencias observadas en la escuela en términos de calidad, precio y distancia si se divide la muestra en dos grupos

diferenciados a fin de dar cuenta de $P_{i,j}$. En el caso presente, se proyectó un umbral para cada una de las variables, ΔR_j , $\Delta Precio_j$ y $\Delta D_{i,j}$, adoptando el modelo propuesto por Hansen (2000).

3. Resultados

En la modalidad de un análisis de primera instancia, ofrecemos al final de esta sección algunos detalles sobre la estadística descriptiva en que se sustentan nuestros datos (véase el apéndice). En primer lugar se presentan estadísticas descriptivas sobre los siguientes rubros: el porcentaje de estudiantes de sexo femenino que se cambiaron de escuela; el nivel educativo de la madre; el ingreso medio registrado; el precio fijado por la escuela previamente elegida y el precio de la escuela más cercana, en dólares americanos, por mes; la calidad de la escuela antes elegida y la calidad de la escuela más cercana medidas con la puntuación del SIMCE, y la distancia euclíadiana cubierta por el alumno en el trayecto de su casa a la escuela elegida anteriormente, frente a la que podría recorrer dirigiéndose ya sea a la escuela más cercana o a una variedad de escuelas situadas en cualquier punto a dos kilómetros del hogar. En el apéndice se proporcionan estadísticas descriptivas sobre las siguientes cuestiones: la diferencia observada en el SIMCE (puntuación estandarizada) entre la escuela elegida originalmente y la nueva y mejor opción para los años 2004 y 2000, o ΔR_j ; la diferencia en términos de colegiatura entre la primera y la segunda escuela —expresada en dólares americanos— para los años 2004 y 2000, respectivamente, o $\Delta Precio_j$; la diferencia habida entre la distancia que va de la casa a la escuela elegida previamente y la que va del hogar a la nueva y mejor opción en 2004 y 2000, o $\Delta D_{i,j}$; el desempeño académico del estudiante cuando se encontraba en cuarto grado en 2000, o $L_{i,j}$, y la variable de prueba o *dummy* que asciende a 1 si el estudiante es varón, o G_i .

En segundo lugar, tomando como base la información descrita en la sección anterior, obtuvimos la ecuación (3) y estimamos la probabilidad de que se deseche la escuela elegida originalmente, $P_{i,j}$, lo que se propone en la ecuación (6). Enseguida, provistos de estos resultados, exploramos la posibilidad de que S_i explique cabalmente los cambios de escuela y de qué manera lo logra; definimos $C = 1$ cuando un alumno cambia de escuela, y $C = 0$ cuando ocurre algo distinto. La correlación de la muestra entre C y S_i es de 0.05, y resulta estadísticamente significativa a diferencia de lo

CUADRO 5. *Modelo probit para la elección de la escuela más cercana*

Variable	Pública		Privada		Privada de paga	
	Coeficiente	Desviación del estudiante	Coeficiente	Desviación del estudiante	Coeficiente	Desviación del estudiante
Constante	1.33**	0.17	-1.67**	0.13	1.76**	0.4981
Estudiantes de sexo femenino	0.033	0.03	0.004	0.02	0.125**	0.0414
Escolaridad de la madre	-0.011	0.005	-0.008*	0.004	-0.027*	0.0114
Ingreso medio registrado	-0.045	0.025	0.0066	0.016	-0.04	0.0453
Precio de la escuela elegida anteriormente	-0.020**	0.004	-0.005**	0.0006	-0.008	0.0023
Precio de la escuela más cercana	0.002**	0.003	-0.0037**	0.0005	-0.006**	0.0020
Calidad de la escuela previamente elegida	-0.019**	0.0007	-0.0015**	0.0004	-0.004**	0.0010
Calidad de la escuela más cercana	0.015**	0.0008	0.006**	0.0004	0.007**	0.0008
Distancia de la casa a la escuela más cercana	-0.15**	0.018	-0.25**	0.02	-0.069**	0.0222
Número de escuelas	-0.08**	0.0104	-0.019**	0.0018	-0.03**	0.0031
Número de observaciones	9 143		25 328		6 229	
Porcentaje predicho correctamente	76.1		87.4		86.4	

* Significativo a 99%; ** significativo a 95%.

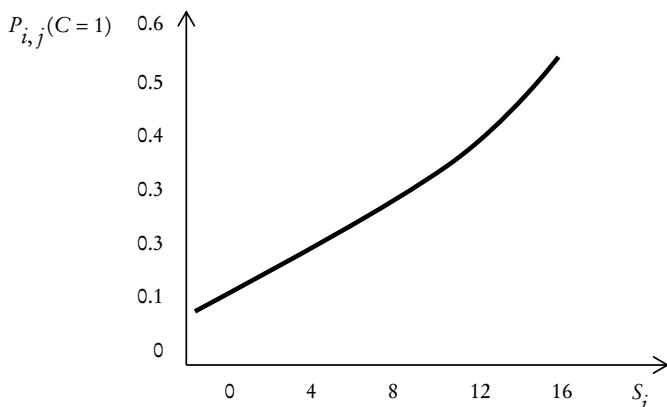
que pasa con 0. Para no ir más lejos, una manera sencilla de advertir que C permite dar razón de S_i es evaluar si existen diferencias estadísticas en C para los casos en que $S_i = 1$ (cambio de escuela) y en que S_i (permanencia en la misma). Esta hipótesis responde al objetivo de evaluar si es la mayor o menor ganancia cosechada por el individuo que ha elegido una escuela dada en un periodo determinado y más tarde tiene enfrente varias opciones el factor que incide en la decisión de desechar el centro escolar que era de su predilección. El cuadro 6 revela que, independientemente de la prueba que se aplique, hay diferencias estadísticas en cuanto a C dependiendo del valor de S_i . Es decir, S_i resulta estadísticamente más abundante en aquellos casos donde un estudiante opta por cambiar de escuela, lo que indicaría que

CUADRO 6. ¿Es s estadísticamente distinta según se trate de que $C = 0$ o $C = 1$?

Método	Diferencia	Valor	Probabilidad
Estadístico t	17453	-6.534007	0.0000
Estadístico t Satterthwaite-Welch	3499472	-5.137258	0.0000
Prueba F Anova	(11.7453)	42.69325	0.0000
Prueba F Welch	(13499.47)	26.39142	0.0000

las modificaciones en la función de utilidad debidas al ingreso a una escuela nueva son determinantes en lo que respecta a la decisión de quedarse en la escuela elegida originalmente.

Para estimar la media en el valor de la diferencia, no deja de resultar adecuado el sencillo modelo probit. Los resultados presentados en el cuadro 7 muestran que el modelo posee un escaso poder de ajuste, lo que se explica por la ausencia de más variables que incidan en la decisión de abandonar la escuela elegida previamente. Se observa, por añadidura, que cuando S_i se eleva, también crece la probabilidad de cambiar de escuela. Esto se puede apreciar en la gráfica 3, puesto que la variable S_i exhibe una inclinación positiva y es estadísticamente significativa, lo que va en consonancia con nuestra aserción inicial y confirma que, entre mayores sean los niveles de utilidad reportados por las escuelas, aumentará igualmente la probabilidad de dejar un centro escolar e ingresar a otro. Según se puede observar en estos resultados, si bien el vínculo directo entre estos dos fenómenos está documentado, lo cierto es que el modelo predice menos cambios de escuela

GRÁFICA 3. Probabilidad de cambiar de escuela $P_{i,j}$ 

CUADRO 7. *Estimaciones con base en probit sobre el cambio de escuela para $P_{i,j}$*

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico z	Probabilidad
Constante	-1.028113	0.015371	-66.88856	0.0000
C	0.076172	0.012373	6.156285	0.0000
McFadden del R^2	0.002418	Variable dependiente de la media	0.167345	
Variable dependiente del error estándar	0.373294	Error estándar de regresión	0.372733	
Criterio informativo Akaike	0.901346	Suma residual de cuadrados	2424.747	
Criterio Schwarz	0.902236	Probabilidad de registro	-7864.499	
Criterio Hannan-Quinn	0.901639	Desviación	15729.00	
Desviación restringida	15767.12	Probabilidad restringida de registro	-7883.562	
Estadística de los cocientes de probabilidad o LR (<i>likelihood ratios</i>)	38.12685	Probabilidad promedio de registro	-0.450559	
Probabilidad (estadístico LR)	0.000000			

que los registrados. Ahora bien, el ajuste deficiente del modelo sugiere que, además de que deben existir otras variables no observadas que expliquen la decisión de permanecer en la escuela elegida originalmente, los costos derivados del cambio pueden diferir sustancialmente entre las familias. Hemos examinado la posibilidad de que se verifique un cambio estructural en la función, pero no hallamos evidencia alguna de que tenga lugar.

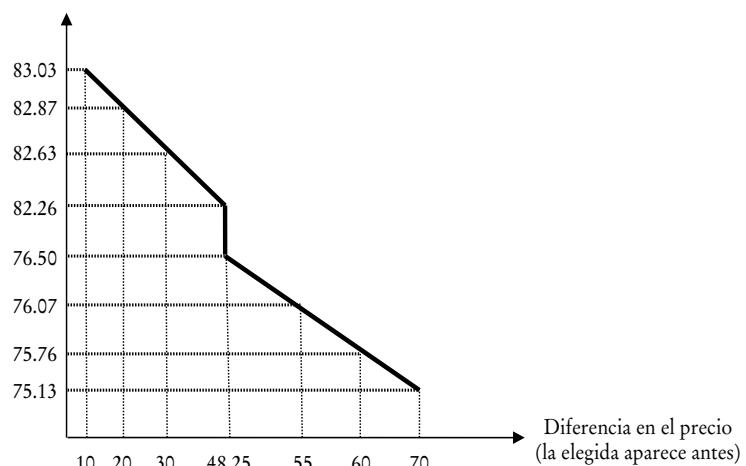
La relevancia económica que revisten los resultados de el cuadro 7 se puede aquilar al “recobrar” los valores de las diferencias en rendimiento (SIMCE), costo y distancia entre las nuevas y las viejas escuelas, lo que está asociado a la diferencia de 0.076 en el S_i reportado. También se observó que las familias dispuestas a elegir escuelas públicas son sustancialmente más sensibles al cambio que las familias que se deciden en favor de las escuelas privadas. Podemos afirmar que este resultado no debe ser motivo de sorpresa: las escuelas públicas están menos diferenciadas, su proyecto educativo es básicamente el mismo y, por ende, unas diferencias de calidad en el atributo tan pequeñas como de sólo 4 puntos SIMCE —menos de 1/10 de la desviación estándar de esa prueba— producen un cambio (los resultados en las escuelas privadas exhibieron una diferencia de más de 40 puntos). En el caso del pago mensual de la colegiatura, los valores medios requeridos para dar cuenta de los cambios son de cuatro dólares en el caso de las escuelas públicas, de 10 dólares en el de las escuelas privadas que exigen pago y de 17 dólares en el de las privadas con goce de subsidio.

CUADRO 8. Probabilidad de permanecer en la escuela elegida originalmente

Variable	Diferencias en el rendimiento de la escuela (la nueva escuela es mejor que la elegida previamente)		Diferencias respecto a la distancia a que se halla la escuela (la nueva está más lejos que la elegida previamente)		Diferencias en el precio pagado (la nueva es más barata que la elegida previamente)	
	Menos de 33.5 puntos	Más de 33.5 puntos	Menos de 2.8 km	Más de 2.8 km	Menos de 48.2 dólares	Más de 48.3 dólares
Constante	0.71*	1.24*	0.75*	0.92*	0.86	0.82*
Diferencias en el rendimiento de la escuela	-0.003*	-0.002	0.003*	-0.006*	0.001	-0.004*
Diferencias en el precio de la escuela	-0.001*	-0.001	-0.006*	0.001*	-0.002	-0.0008*
Diferencias en la distancia a que se halla la escuela	0.009*	0.082*	-0.015*	0.07*	-0.014	0.017*
Clasificación del estudiante	0.089	-0.92*	0.205	-0.13	-0.082	-0.048
Género (1 = sexo masculino)	0.06*	0.26*	0.098**	0.10*	0.092	0.085*
Número de observaciones	16 080	1 375	5 488	11 967	751	16 074
R ² pseudo	0.021	0.08	0.071	0.04	0.005	0.03

* Significativo a 0.01%; ** significativo a 0.05%.

GRÁFICA 4. Probabilidad de permanecer en la escuela elegida originalmente ante el propecto de cambios en el precio



En vista de los datos suministrados en este trabajo, juzgamos plausible sostener que cuando la gente experimenta cambios marginales en sus niveles de utilidad no opta por buscar otros proveedores escolares, mientras que sí lo hará cuando este cambio sea suficientemente notable para dar lugar a tal decisión; estos cambios permiten identificar lo que con el paso del tiempo será un umbral, por ahora desconocido: S_i^* .

Hemos encontrado tres posibles umbrales para el desempeño académico: aproximadamente 33.5 puntos SIMCE (2/3 de una desviación estándar), 2.8 km (distancia euclíadiana) y un precio de alrededor de 48 dólares, según la propuesta de Hansen (2000). Se obtuvieron estos umbrales para las variables ΔR_j , $\Delta Precio_j$ y $\Delta D_{i,j}$, y para cada una de ellas se calculó su significatividad estadísticamente, lo que arrojó un resultado final al nivel de 0.01. De esta manera se posibilita identificar dos parámetros de regresión diferentes para $p_{i,j}^{quedarse}$ mediante los que se reconoce un valor crucial o umbral al nivel de γ^* . Asimismo, el cuadro 8 presenta la probabilidad de quedarse en la escuela previamente elegida, mientras evalúa los posibles umbrales de cada uno de los atributos. Los modelos aportan la explicación de un pequeño porcentaje de la varianza total pero, tomado en su conjunto, éste tiene relevancia y las variables consideradas son igualmente significativas y guardan importancia desde el ángulo económico. En total, la probabilidad de seguir en la escuela originalmente elegida decrece cuando la nueva escuela se singulariza por tener un rendimiento más sobresaliente y cuotas más módicas, así como cuando el estudiante de nuevo ingreso es de sexo femenino.

En los resultados respecto al atributo de la colegiatura —que se ilustran en la gráfica 4 y que son más fáciles de interpretar— se advierte que la probabilidad de permanecer en la escuela seleccionada previamente disminuye conforme ésta cobra más caro que las nuevas escuelas, fenómeno que se acrecienta al cruzarse el umbral de 48.25 dólares; entonces, optar por el nuevo centro escolar es la mejor alternativa y sale mucho más barato.

Tal como se aprecia en la gráfica 4, la probabilidad de quedarse en la escuela seleccionada previamente aumenta si ofrece una mejor alternativa que las nuevas escuelas o, en otras palabras, si es menos cara. Los resultados hallados son coherentes, salvo que se observa una tendencia abrupta (un “salto”): se efectúa una reducción particularmente elevada cuando la nueva y mejor alternativa en materia de centros escolares sale mucho más barata (con una diferencia por encima de 48 dólares). También se hace patente que la probabilidad de permanecer en el mismo centro decrece ante la aparición

de nuevas escuelas que, globalmente (considerando todos los atributos), constituyen una mejor opción que la de la escuela elegida al principio.

CONCLUSIONES

Hemos propuesto un planteamiento sobre la medición de los costos de cambio ubicándonos en el contexto de los consumidores que hacen una valoración simultánea de las características de diversos productos, y lo hemos aplicado al caso de la educación en Chile, donde un sistema de vales cubre a 90% de la población. En el ámbito educativo, el sistema de vales depende estrechamente de que los padres cuenten con la posibilidad de elegir la escuela que es ideal desde su punto de vista para su hijo y de que en verdad ejerzan esa capacidad de elección. La teoría económica sugiere que el efecto que tiene la competencia entre las escuelas y en el seno de ellas sobre el rendimiento académico es positivo, pero puede ser de cortos alcances cuando el campo de opciones es limitado. La celeridad con que los padres respondan a los indicios sobre la calidad ofrecida por uno u otro centro tiene como punto de partida su derecho a dar marcha atrás en una decisión tomada. Así, pues, en tal situación, la inquietud natural concomitante a la resolución que hayan de adoptar se explica primordialmente por los costos que involucra el cambio a otra escuela. Si son sustancialmente mayores, el impacto que haya de causar la competencia en el desempeño académico sólo estará limitado al efecto que traiga consigo la llegada de nuevos alumnos, y en tal caso las repercusiones que se den a corto plazo en la calidad serán muy débiles. Los costos de cambio disuadirán a los padres de inscribir a su hijo a una nueva escuela.

Aun cuando nuestros hallazgos deben ser, por supuesto, sopesados cuidadosamente, ya que aún hace falta considerar otros atributos que contribuyen a estimar de manera más cabal una función de utilidad, pensamos que en verdad esclarecen el punto de que los costos de cambio existen sin lugar a dudas y pesan significativamente sobre la decisión de quedarse en un centro educativo o inscribirse en otro. Comoquiera que sea, según encontramos, la probabilidad de que los padres se olviden de la escuela elegida originalmente aumenta a medida que se hace más conspicua la presencia de nuevas escuelas donde se ofertan mejores oportunidades. El carácter innegable de los costos de cambio puede, con todo, contribuir a resolver un enigma mayúsculo, a saber, el de los resultados contradictorios que brindan los sucesivos estudios emprendidos desde distintas perspectivas. Cabe destacar

en particular que, según se aprecia en las últimas evaluaciones del sistema de vales aplicadas a períodos más prolongados, se está generando un impacto más agudo en lo que a resultados finales de buen signo se refiere.

APÉNDICE

CUADRO A1. Estadística descriptiva de las variables consideradas para el Modelo de Elección de Escuela, diseñado para los estudiantes de la Región Metropolitana que tomaron la Prueba de Selección Universitaria (PSU) en 2009^a

Variable	Media	Media	Media
Porcentaje de estudiantes de sexo femenino	0.51 (0.50)	0.57 (0.49)	0.51 (0.50)
Escolaridad de la madre	13.34 (3.52)	13.77 (3.21)	17.88 (1.79)
Ingreso medio registrado	4.57 (0.83)	4.75 (0.80)	6.27 (0.46)
Precio de la escuela elegida previamente en dólares	6.49 (6.84)	38.09 (25.08)	181.84 (9.40)
Precio de la escuela más cercana en en dólares	4.31 (6.17)	35.40 (25.49)	181.30 (11.36)
Calidad de la escuela elegida previamente (SIMCE)	273.53 (44.43)	266.16 (28.52)	319.99 (21.19)
Calidad de la escuela más cercana (SIMCE)	235.41 (28.87)	257.50 (31.30)	309.08 (34.04)
Distancia a la que se halla la escuela más cercana, en kms	1.21 (1.20)	0.67 (0.85)	0.79 (1.19)
Número de escuelas	2.44 (2.09)	10.51 (6.60)	9.96 (7.96)

^a Desviación estándar entre paréntesis.

CUADRO A2. Estadística descriptiva del Modelo de Costo del Cambio, diseñado para los estudiantes de la Región Metropolitana que tomaron la Prueba de Selección Universitaria (PSU) en 2009

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Permanecer	0.8324	0.3732939	0	1
Variación en la calidad	27.0836	43.69158	117.5	91.3
Variación en el precio	49.9271	79.77773	183.182	149.958
Variación en la distancia	2.2658	5.189609	30.4509	60.3439
Desempeño académico de los estudiantes inscritos en cuarto grado en 2000	1.0258	0.12286	0.5591549	1.569025
Género (1 = masculino)	0.4722	0.4992369	0	1
Observaciones	17455			

CUADRO A3. *Modelo de calidad probit*

<i>Prueba</i>		<i>Valor</i>
Clasificada + si predice $PR(D)$	$> = 0.5$	
Clasificada de auténtica D como permanencia	$!= 0.0$	
Sensibilidad	$PR(+/D)$	100.00
Especificidad	$PR(-/\sim D)$	0.00
Valor predictivo positivo	$PR(D/+)$	83.27
Falso + catalogada como genuina	$PR(+/\sim D)$	100.00
Falsa – catalogada como genuina ~ D	$PR(-/D)$	0.00
Falsa + catalogada como de clasificación +	$PR(+/D)$	16.73
Catalogada correctamente		83.27
AIC		0.880
Probabilidad (estadístico LR)		0.000
LR(5)		427.828

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aaker, D. (1988), *Strategic Market Management*, 2^a ed., Wiley, Nueva York.
- Aydin, S., Ö. Gökhan, H. Kazan y C. Doğruer (2009), “The Measurement of Switching Costs as a Perception of Customers in The Turkish Credit Card Market”, *Journal of Electrical and Electronics Engineering*, vol. 9, núm. 2, pp. 1 015-1 028.
- Bendapudi, N., y L. Berry (1997), “Customers’ Motivations for Maintaining Relationships with Service Providers”, *Journal of Retailing*, vol. 73, núm. 1, pp. 15-37.
- Berné, C., J. Múgica y M. Yagüe (1996), “La gestión estratégica y los conceptos de calidad percibida, satisfacción del cliente y lealtad”, *Economía Industrial*, núm. 307, pp. 63-74.
- Bitner, M. (1995), “Building Service Relationship: It’s All about Promises”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, vol. 23, núm. 4, pp. 246-251.
- Borenstein, S. (1991), “Selling Costs and Switching Costs: Explaining Retail Gasoline Margins”, *The RAND Journal of Economics*, vol. 22, núm. 3, pp. 354-369.
- Böhlmark, A., y M. Lindahl (2008), “Does School Privatization Improve Educational Achievement? Evidence from Sweden’s Voucher Reform”, serie de documentos de trabajo de IZA núm. 3691, IZA, Bonn.
- Bravo, D., S. Mukhopadhyay y P. Todd (2010), “Effects of School Reform on Education and Labor Market Performance: Evidence from Chile’s Universal Voucher System”, *Quantitative Economics*, vol. 1, núm. 1, pp. 47-95.
- Burnham, T., J. Frels y V. Mahajan (2003), “Consumer Switching Costs: A Typology, Antecedents and Consequences”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, vol. 31, núm. 2, pp. 109-126.

- Chen, P., y L. Hitt (2002), "Measuring Switching Costs and Their Determinants in Internet-Enabled Businesses: A Study of the Online Brokerage Industry", *Information Systems Research*, vol. 13, núm. 3, pp. 255-274.
- Chumacero, R., D. Gómez y R. Paredes (2011), "I Would Walk 500 Miles (If It Paid): Vouchers and School Choice in Chile", *Economics of Education Review*, vol. 30, núm. 5, pp. 1103-1114.
- , y R. Paredes (2012): "Vouchers, Choice, and Public Policy: An Overview", *Estudios de Economía*, vol. 39, núm. 2, pp. 115-122.
- , J. Gallegos y R. Paredes (2016), "Competition Pressures and Academic Performance in a Generalized Vouchers Context", *Estudios de Economía*, vol. 43, núm. 2, pp. 217-232.
- Colgate, M., y B. Lang (2001), "Switching Barriers in Consumer Markets: An Investigation of the Financial Services Industry", *Journal of Consumer Marketing*, vol. 18, núm. 4, pp. 332-347.
- Day, G. (1986), *Analysis for Strategic Market Decisions*, West Publishing Corporation, St. Paul, Minnesota.
- Dick, A., y K. Basu (1994), "Customer Loyalty: Toward an Integrated Conceptual Framework", *Journal of the Academy of Marketing Science*, vol. 22, núm. 2, pp. 99-113.
- Elacqua, G. (2012), "The Impact of School Choice and Public Policy on Segregation: Evidence from Chile", *International Journal of Educational Development*, vol. 32, núm. 3, pp. 444-453.
- , y R. Fabrega (2007), "El consumidor de la educación: el actor olvidado de la libre elección de escuelas en Chile", en S. Cueto (ed.), *Uso e impacto de la información educativa en América Latina*, PREAL, Santiago de Chile.
- Elzinga, G., y D. Mills (1998), "Switching Costs in the Wholesale Distribution of Cigarettes", *Southern Economic Journal*, vol. 65, núm. 2, pp. 282-293.
- Farrell, J., y P. Klemperer (2007), "Coordination and Lock-In: Competition with Switching Costs and Network Effects", en M. Armstrong y R. Porter (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Elsevier, Ámsterdam, pp. 1969-2053.
- Fornell, C. (1992), "A National Customer Satisfaction Barometer: The Swedish Experience", *Journal of Marketing*, vol. 56, núm. 1, pp. 6-21.
- , y D. Larcker (1981), "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error", *Journal of Marketing Research*, vol. 18, núm. 1, pp. 39-50.
- Gallego, F., y A. Hernando (2009), "School Choice in Chile: Looking at the Demand Side", documento de trabajo núm. 356 de la Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile.
- , C. Cortés, F. Lagos e Y. Stekel (2008), "El rol de la información en la educación: cartillas de información sobre indicadores de resultados educativos de estableci-

- mientos educacionales subvencionados a padres y apoderados”, en I. Irarrázaval, E. Puga y M. Letelier (eds.), *Camino al Bicentenario: propuestas para Chile*, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile.
- Ganesh, J., M. J. Arnold, E. Kristy y K. Reynolds (2000), “Understanding the Customer Base of Service Providers: An Examination of the Differences between Switchers and Stayers”, *Journal of Marketing*, vol. 64, núm. 3, pp. 65-87.
- García, M. (2000), “La importancia de mantener la fidelidad de los clientes como un activo estratégico de gran valor para la marca”, *Esic Market*, vol. 107, núm. 3, pp. 37-54.
- Gibbons, S., S. Machin y O. Silva (2008), “Choice, Competition, and Pupil Achievement”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, núm. 4, pp. 912-947.
- Gómez, D., R. Chumacero y R. Paredes (2012), “School Choice and Information”, *Estudios de Economía*, vol. 39, núm. 2, pp. 115-122.
- Grempler, D., y S. Brown (1997), “Service Loyalty: Its Nature, Importance and Implications. Advancing Service Quality: A Global Perspective”, en B. Edvardsson, S. W. Brown, R. Johnston y E. E. Sheving (eds.), *Quiz 5 Conference Processing, University of Karlstad*, Suecia, pp. 171-181.
- Grzybowski, L. (2008), “Estimating Switching Costs in the Mobile Telephony in the UK”, *Journal of Industry, Competition and Trade*, vol. 8, núm. 2, pp. 113-132.
- Guiltinan, J. (1989), “A Classification of Switching Cost with Implications for Relationship Marketing”, en R. P. Bagozzi y T. L. Cilders (eds.), *1989 AMA Winter Educators' Conference: Marketing Theory and Practice*, American Marketing Association, Chicago, pp. 216-220.
- Hansen, B. (2000), “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, vol. 68, núm. 3, pp. 575-603.
- Hanushek, E., J. Kain, S. Rivkin y G. Branch (2007), “Charter School Quality and Parental Decision Making with School Choice”, *Journal of Public Economics*, vol. 91, núm. 5-6, pp. 823-848.
- Hess, M., y E. Ricart (2003), “Managing Customer Switching Costs: A Framework for Competing in the Networked Environment”, *Management Research: Journal of the Iberoamerican Academy of Management*, vol. 1, núm. 1, pp. 93-110.
- Hoxby C. (2000), “Does Competition among Public Schools Benefit Students and Tax-payers?”, *American Economic Review*, vol. 90, núm. 5, pp. 1209-1238.
- Imberman, S. (2011), “The Effect of Charter Schools on Achievement and Behavior of Public School Students”, *Journal of Public Economics*, vol. 95, núm. 7-8, pp. 850-863.
- Jackson, B. (1985), *Winning and Keeping Industrial Customers: The Dynamics of Customer Relationships*, Lexington Books, Lexington, Massachusetts.
- Johnson, E., S. Bellman y G. Lohse (2002), “Cognitive Lock-In and the Power Law of Practice”, *Journal of Marketing*, vol. 67, núm. 2, pp. 62-75.
- Jones, M., D. Mothersbaugh y S. Beatty (2000), “Switching Barriers and Repurchase Intentions in Services”, *Journal of Retailing*, vol. 76, núm. 2, pp. 259-274.

- Jones, T. O., y W. Sasser (1995), "Why Satisfied Customers Defect", *Harvard Business Review*, vol. 73, núm. 6, pp. 88-99.
- Kahl, S. (2004), "A Proposal for an Econometric Analysis of Switching Costs in the Software Industry", disponible en https://ocw.mit.edu/courses/sloan-school-of-management/15-575-research-seminar-in-it-and-organizations-economic-perspectives-spring-2004/projects/swt_cst_final_pr.pdf
- Kim, H., S. Choi y K. Kim (2010), "Examining Online Switching Costs over Search Product and Experience Product Contexts", documento de PACIS 2010 Proceedings núm. 61, disponible en <http://aisel.aisnet.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1023&context=pacis2010>
- Kim, M., D. Kliger y B. Vale (2003), "Estimating Switching Costs: The Case of Banking", *The Journal of Financial Intermediation*, vol. 12, núm. 1, pp. 25-56.
- , M. Park y D. Jeong (2004), "The Effects of Customer Satisfaction and Switching Barrier on Customer Loyalty in Korean Mobile Telecommunications Services", *Telecommunications Policy*, vol. 28, núm. 2, pp. 145-159.
- Klempner, P. (1987a), "Markets with Consumer Switching Costs", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, núm. 2, pp. 375-394.
- (1987b), "The Competitiveness of Markets with Switching Costs", *The RAND Journal of Economics*, vol. 18, núm. 1, pp. 138-150.
- (1987c), "Entry Deterrence in Markets with Consumer Switching Costs", *The Economic Journal*, vol. 97, núm. 388a, pp. 99-117.
- (1995), "Competition When Consumers Have Switching Costs: An Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade", *The Review of Economic Studies*, vol. 62, núm. 4, pp. 515-539.
- Knittel, C. (1997), "Interstate Long Distance Rate: Search Costs, Switching Costs, and Market Power", *Review of Industrial Organization*, vol. 12, núm. 4, pp. 519-536.
- Ladd, H., y E. Fiske (2001), "Does Competition Generate Better Schools? Evidence from New Zealand", serie de documentos de trabajo del Terry Sanford Institute of Public Policy núm. SAN01-16, Terry Sanford Institute of Public Policy, Duke University, Carolina del Norte.
- Lee, M., y L. Cunningham (2001), "A Cost/Benefit Approach to Understanding Service Loyalty", *Journal of Services Marketing*, vol. 15, núm. 2, pp. 113-130.
- Maicas, J. (2006), "Costes de cambio y efectos de red en la industria de la telefonía móvil. El referente español?", *Economía Industrial*, núm. 361, pp. 33-44.
- , y F. Sese (2008), "A Study of The Magnitude and Drivers of Switching Costs in the Mobile Communications Industry", *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, vol. 35, núm. 4, pp. 27-56.
- , Y. Polo y F. Sese (2009), "Reducing the Level of Switching Costs in Mobile Communications: The Case of Mobile Number Portability", *Telecommunications Policy*, vol. 33, núm. 9, pp. 544-554.

- McEwan, P., y M. Carnoy (1988), "Competition and Sorting in Chile's Voucher System", mimeografiado, Stanford University, California.
- , y M. Carnoy (2000), "The Effectiveness and Efficiency of Private Schools in Chile's Voucher System", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 22, núm. 3, pp. 213-239.
- Nakamura, A. (2010), "Estimating Switching Costs Involved in Changing Mobile Phone Carriers in Japan: Evaluation of Lock-In Factors Related to Japan's SIM Card Locks", *Telecommunications Policy*, vol. 34, núm. 11, pp. 736-746.
- Porter, M. (1980), *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors*, The Free Press, Nueva York.
- (1998), *Competitive Advantage, Creating and Sustaining Superior Performance*, The Free Press, Nueva York.
- Sharma, N., y P. Patterson (2000), "Switching Costs, Alternative Attractiveness and Experience as Moderators of Relationship Commitment in Professional, Consumer Services", *International Journal of Service Industry Management*, vol. 11, núm. 5, pp. 470-490.
- Sharpe, S. (1997), "The Effects of Consumer Switching Costs on Prices: A Theory and Its Application to the Bank Deposit Market", *Review of Industrial Organization*, vol. 12, núm. 1, pp. 79-94.
- Shum, M. (2004), "Does Advertising Overcome Brand Loyalty? Evidence from the Breakfast-Cereals Market", *Journal of Economics & Management Strategy*, vol. 13, núm. 2, pp. 241-272.
- Shy, O. (2002), "A Quick-and-Easy Method for Estimating Switching Costs", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 20, núm. 1, pp. 71-87.
- Wathne, K., H. Biong y J. Heide (2001), "Choice of Supplier in Embedded Markets: Relationship and Marketing Program Effects", *Journal of Marketing*, vol. 65, núm. 2, pp. 54-66.
- Wilson, C., y C. Waddams (2007), "Do Consumers Switch to the Best Supplier?", *Oxford Economic Papers*, vol. 62, núm. 4, pp. 647-668.